

بررسی تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی

هادی غفاری، مسعود سعادت مهر، علی سوری و محمد رضا رنجبر فلاح *

تاریخ وصول: ۱۳۹۳/۸/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۱۰

چکیده:

در اقتصاد ایران نرخ سود بانکی (بهره) به صورت دستوری تعیین می‌شود و با توجه به نرخ‌های بالای تورم در ایران، منجر به منفی شدن نرخ بهره حقیقی شده و سرکوب مالی انجام می‌گیرد. در این تحقیق، بر اساس دیدگاه مکینون و شاو، تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری و تولید در اقتصاد ایران بررسی شده است. برای این کار ابتدا یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی (DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی شد. این الگو شامل چهار بخش خانوار، بنگاه، بانک‌های تجاری، دولت و بانک مرکزی است. پس از آن، افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی به عنوان شوک وارده به مدل اعمال گردید. نتایج نشان داد، در اثر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، حجم سپرده‌های بانکی افزایش می‌یابد اما سرمایه‌گذاری، تسهیلات بانکی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت کاهش یافته و به زیر مقدار بلندمدت خود کشیده می‌شوند. از این رو افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی نه تنها رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. بنابراین، فرضیه‌ی مکینون شاو در اقتصاد ایران رد می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: D50، E47، G21

واژه‌های کلیدی: نرخ سود بانکی، رشد اقتصادی، تعادل عمومی پویای تصادفی، تسهیلات بانکی

* به ترتیب، دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور استان مرکزی، اراک، دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام نور، استادیار اقتصاد دانشگاه علوم اقتصادی تهران و استادیار دانشگاه پیام نور، تهران.

(ali_souri@yahoo.com)

۱- مقدمه

تا قبل از سال ۱۹۷۰ تحلیل اکثر اقتصاددانان این بود که نرخ‌های بهره‌ی پایین زمینه افزایش سرمایه گذاری و رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد. کشورهای در حال توسعه به منظور تحرک در تولید از طریق افزایش سرمایه گذاری به کنترل نرخ‌های بهره در سطوح پایین‌تر از نرخ بهره‌ی تعادلی پرداخته و سیاست سرکوب مالی را در پیش گرفتند. مکینون و شاو^۱ در سال ۱۹۷۳ اولین اقتصاددانانی بودند که با نظریات موجود در خصوص رابطه‌ی معکوس بین نرخ بهره و سرمایه گذاری مخالفت نمودند آنها اعتقاد داشتند افزایش نرخ بهره منجر به افزایش پس انداز و افزایش منابع مالی بانکی شده و در نهایت سرمایه گذاری را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر با افزایش نرخ بهره بخشی از دارایی‌ها مانند طلا، ارز و دارایی‌های فیزیکی به سپرده‌های بانکی تغییر می‌یابند. پس از ارائه‌ی نظریه‌ی مکینون و شاو، اکثر کشورهای در حال توسعه سیاست‌های مالی خود را تغییر دادند. نتایج حاصل از مطالعات تجربی در بسیاری از کشورها، نظریه‌ی مکینون و شاو را تأیید نموده و در برخی از کشورها نیز رد شده است. در اقتصاد ایران هم برای سپرده‌ها و هم برای تسهیلات بانکی، نرخ سود (بهره) به صورت دستوری تعیین می‌شود و با توجه به نرخ‌های بالای تورم در ایران، منجر به منفی شدن نرخ بهره‌ی حقیقی شده و سرکوب مالی انجام می‌گیرد. این تحقیق بر آن است تا بر اساس دیدگاه مکینون و شاو، تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی را بر سرمایه گذاری و تولید در اقتصاد ایران بررسی کند. آیا افزایش نرخ سود بانکی بر اساس گفته مکینون و شاو می‌تواند منابع مالی جهت سرمایه گذاری در اقتصاد ایران را افزایش دهد و از این طریق باعث رشد اقتصادی گردد؟ برای انجام این تحقیق، از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی^۲ (DSGE) استفاده می‌شود. در این الگو، افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی به عنوان شوک وارده به مدل بررسی می‌شود. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به دوره‌ی زمانی ۹۰-۱۳۵۷ می‌باشند که از پایگاه داده‌های سری‌های زمانی بانک مرکزی جمع آوری شده‌اند. نتایج تحقیق می‌تواند در جهت اتخاذ یک تصمیم مهم در رابطه با حذف کنترل‌های سود بانکی و آزادسازی مالی موثر باشد. همچنین برای تدوین سیاست‌های پولی بانک مرکزی نیز می‌توان از نتایج این تحقیق

^۱ Mackinnon and Shaw

^۲ Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

استفاده نمود. این تحقیق در هفت بخش تدوین شده است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری تحقیق بیان می‌گردد. در بخش سوم، پیشینه‌ی تحقیق شامل مطالعات داخلی و خارجی خواهد آمد. در بخش چهارم مدل DSGE برای اقتصاد ایران طراحی می‌گردد. تجزیه تحلیل‌ها موضوع بخش پنجم بوده و بخش ششم به خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲- مبانی نظری نقش توسعه‌ی مالی در رشد اقتصادی

۲-۱- سرکوب مالی: دیدگاه کینزی توسعه‌ی مالی

موج عمومی سازی و دخالت دولت در بخش‌های مختلف اقتصادی به دنبال وقوع بحران اقتصادی در سال‌های ۳۳-۱۹۲۹ و به ویژه بعد از جنگ جهانی دوم و با اتکا به پشتوانه غنی تئوری‌های اقتصادی بالاخص موارد شکست بازار شدت یافت (رضایی و همکاران، ۱۳۸۷: ۲۰۲). بنابراین باب جدیدی در حوزه‌ی مالی تحت عنوان سرکوب مالی روی کار آمد. سرکوب مالی به معنی مداخله‌ی دولت در بازارهای مالی از طریق تعیین سقف‌های نرخ بهره، وضع نرخ‌های ذخیره‌ی قانونی بالا و اجرای برنامه‌های اعتباری هدایت شده می‌باشد. این دیدگاه بر پایه چارچوب نظری کینز و توبین مطرح شد و از دخالت دولت در بازارهای مالی حمایت می‌کند (مشیری و باقری مهر، ۱۳۹۰: ۱۵۶). اقتصاددانان طرفدار مکتب کینزی، معتقد به دخالت دولت در بازارهای مالی و تعیین سقف‌های نرخ بهره می‌باشند. آنها چون سرمایه‌گذاری را تابعی معکوس از نرخ بهره و پس انداز را تابعی مستقیم از درآمد ملی می‌دانند و طبق نظر کینز به وجود رجحان نقدینگی بالا معتقد هستند، سیاست سرکوب مالی و تعیین سقف نرخ بهره توسط دولت را برای افزایش رشد اقتصادی تجویز می‌کنند. به دنبال مکتب کینزی، نئوساختارگرایان به وجود آمدند که به دفاع از نظریات کینز در خصوص کنترل نرخ بهره توسط دولت در مقابل انتقادات نئوکلاسیک‌ها پرداختند.

۲-۲- آزادسازی مالی: دیدگاه نئوکلاسیک و مدل مکینون - شاو

در اوایل دهه‌ی ۷۰، اقتصاددانانی مانند گلداسمیت^۳ (۱۹۶۹)، مکینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) به نقش کلیدی توسعه‌ی بازارهای مالی در فرایند رشد اقتصادی تأکید

^۳ Gold Smith

نمودند. در واقع، نگرش لیبرال در امور مالیه به قرن هفدهم میلادی برمی‌گردد. جان لاک^۴ (۱۷۶۵)، آدام اسمیت^۵ (۱۷۷۶)، بنتهام^۶ (۱۷۸۷) و شومپتر^۷ (۱۹۱۲) از اولین افرادی بودند که به اهمیت پول و واسطه‌های مالی کنترل نشده تأکید داشتند (فرای^۸، ۱۹۸۸: ۲۲). مکینون و شاو عقیده دارند که پایین بودن و منفی بودن نرخ بهره‌ی واقعی که بخاطر پایین آوردن نرخ بهره‌ی اسمی یا بالا رفتن تورم رخ می‌دهد مانع تشکیل پس انداز می‌شود و آثار منفی بر انباشت سرمایه و درآمد می‌گذارد. بنابراین آزادسازی مالی در کشورهای در حال توسعه باعث افزایش پس انداز شده، نرخ رشد را افزایش و وابستگی به سرمایه گذاری خارجی را کاهش می‌دهد (مکینون، ۱۹۷۳: ۸-۴۷). آزادسازی نرخ بهره سه تأثیر عمده بر اقتصاد دارد. اولاً سطح سرمایه گذاری و پس انداز افزایش یافته و منجر به رشد اقتصادی می‌شود. دوماً، شکاف بین تقاضای سرمایه گذاری و عرضه‌ی پس انداز را کاهش داده و رانت ایجاد شده در نظام مالی را از بین می‌برد. این کار بازار غیر رسمی پول را از رونق انداخته و فاصله‌ی نرخ بهره در بازار رسمی و بازار غیر رسمی را کاهش می‌دهد. سوماً، منابع به صورت بهینه تخصیص می‌یابد. با افزایش نرخ بهره‌ی واقعی، فعالیت‌های با بازدهی کم که قبل از افزایش نرخ بهره‌ی تأمین مالی می‌شدند حذف شده و فعالیت‌های با بازدهی بیشتر جای آنها را می‌گیرند این امر سبب افزایش کارایی اقتصاد می‌شود. در مجموع، این الگو بیان می‌کند که در کشورهای در حال توسعه که با سرکوب مالی مواجهند افزایش نرخ بهره‌ی واقعی باعث افزایش پس انداز، سرمایه گذاری و در نهایت رشد اقتصادی شده و نرخ بهره به سمت مقدار تعادلی حرکت خواهد کرد (کشاورزیان پیوستی و عظیمی چنزق، ۱۳۸۷: ۳۵-۳۳).

۳- پیشینه‌ی تحقیق

اودهیامبو^۹ (۲۰۰۹) در یک مطالعه به بررسی تأثیر تغییرات نرخ بهره بر رشد اقتصادی در زامبیا پرداخته است. در این تحقیق از آزمون علیت گرنجری و از داده‌های ۲۰۰۵-۱۹۸۰ استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که یک

^۴ John Locke

^۵ Adam Smith

^۶ Bentham

^۷ Schumpeter

^۸ Fry

^۹ Odhiambo

رابطه‌ی مثبت و معنی دار بین آزادسازی نرخ بهره و تعمیق مالی وجود دارد. علاوه بر این، تعمیق مالی حاصل از آزادسازی نرخ بهره باعث رشد اقتصادی می‌شود. آنومر^{۱۰} و همکاران (۲۰۱۲) تأثیر آزادسازی نرخ بهره بر پس انداز و سرمایه گذاری را در نیجریه بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۶ و روش OLS انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که آزادسازی نرخ بهره تأثیر معنی داری بر پس اندازها نداشته اما باعث کاهش سرمایه گذاری می‌شود.

آندرایس و کاپرارو^{۱۱} (۲۰۱۲) در یک تحقیق به بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر کارایی سیستم بانکی در ۱۷ کشور اروپای شرقی و مرکزی پرداخته‌اند. این کار با استفاده از داده‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۴ و به روش پانل دیتا انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد در کشورهایی که از سطح آزادسازی مالی بالاتری برخوردارند، کارایی سیستم بانکی بیشتر است.

در ایران نیز مطالعات زیادی در خصوص تأثیر بخش مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی انجام شده است که در ذیل به اختصار برخی از این مطالعات ارائه می‌شود: کشاورزبان پیوستی و عظیمی چنق (۱۳۸۷) تأثیر آزادسازی نرخ بهره را بر سرمایه گذاری و رشد اقتصادی در ایران بررسی نموده‌اند. این تحقیق با استفاده از داده‌های ۸۱-۱۳۴۵ و با روش TSLS انجام شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش نرخ بهره، حجم بزرگی از پول‌های مردم جذب بانک‌ها شده و سرمایه گذاری و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

کفایی و خیراندیش (۱۳۸۹) تأثیر نرخ سود سپرده‌های بانکی را بر سرمایه گذاری و تولید بررسی نموده‌اند. این کار به روش پویای سیستمی انجام شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که یک رابطه‌ی منفی بین نرخ سود بانکی و سرمایه گذاری و تولید وجود دارد.

صمصامی و خادم غوثی (۱۳۸۹) در یک مطالعه اثر نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه گذاری خصوصی را بررسی نموده‌اند. برای انجام این تحقیق، از روش ARDL و داده‌های سری زمانی ۸۶-۱۳۵۲ استفاده شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که نرخ سود واقعی تسهیلات بانکی اثر منفی بر سرمایه گذاری دارد.

¹⁰ Onwumere

¹¹ Andrie and Capraru

حسن زاده و اکبری (۱۳۹۰) در یک تحقیق تأثیر آزادسازی نرخ سود بانکی را بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله سرمایه گذاری بررسی نموده‌اند. این کار با استفاده از داده‌های سری زمانی ۸۷-۱۳۷۲ به روش سیستمی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که آزادسازی نرخ سود بانکی به صورت کنترل شده و محدود باعث افزایش سرمایه گذاری و رشد اقتصادی می‌شود.

ابونوری و همکاران (۱۳۹۲) رابطه بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و نرخ تورم را در ایران با استفاده از داده‌های ۸۸-۱۳۶۸ بررسی نموده‌اند. در این تحقیق از مدل‌های هم انباشتگی و تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد در بلند مدت رابطه‌ی مثبت و معنی داری بین نرخ سود اسمی سپرده‌ها و نرخ تورم وجود دارد.

تحقیق حاضر هم از بعد روش و هم از بعد معادلات تخمین زده شده با مطالعات قبلی تفاوت دارد. در تحقیقات گذشته از روش‌های سنتی اقتصادسنجی تک معادله‌ای و در پاره‌ای تحقیقات از معادلات همزمان استفاده شده است. این گونه تحقیقات مورد انتقاد لوکاس بوده‌اند. از نظر لوکاس پیش‌بینی‌هایی که بر مبنای این مدل‌ها صورت می‌گیرد نمی‌توانند واقعیت داشته باشند، زیرا تنها بر مبنای اطلاعات گذشته صورت می‌گیرند. اما تحقیق حاضر با استفاده از الگوی تعادل عمومی انجام می‌گیرد که اولاً کل اقتصاد را در مدل لحاظ می‌کند و ثانیاً صرفاً بر مبنای اطلاعات گذشته نیست بلکه تأثیر شوک‌های وارد شده را با توجه به شرایط حال نشان داده و شبیه سازی می‌کند. وجه تمایز دیگر مطالعه‌ی حاضر با تحقیقات قبلی این است که در مطالعات گذشته مدل‌هایی به صورت تجربی و بعضاً با سلیقه محقق انتخاب و برآورد گردیده است که از پشتوانه‌ی تئوریک اقتصاد خرد و بهینه‌یابی برخوردار نبوده‌اند. حال آنکه در تحقیق حاضر طراحی الگوی کلان اقتصاد با استفاده از مبنای تئوریک اقتصاد خرد و فرآیند بهینه‌یابی کارگزاران اقتصادی صورت می‌گیرد.

در ادامه برخی از تحقیقاتی که به روش DSGE انجام شده‌اند آمده است.

دلیری و مهرگان (۱۳۹۲) در یک تحقیق به روش DSGE واکنش بانک‌ها را در برابر شوک‌های پولی بررسی نموده‌اند در این تحقیق بخش بانکی به صورت رقابتی و یک بخش مجزا در نظر گرفته شده است. متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر

کننده‌ی نفت طراحی نموده‌اند. مشیری و همکاران (۱۳۹۰) درجه‌ی تسلط سیاست مالی را در قالب یک مدل DSGE در ایران بررسی نموده‌اند. در یک تحقیق توسط تقوی و صفرزاده (۱۳۸۸) به روش DSGE نرخ رشد بهینه‌ی نقدینگی در ایران بررسی و مدل سازی شد. در یک تحقیق، فخرحسینی (۱۳۹۰) الگوی تعادل عمومی تصادفی را برای ادوار تجاری اقتصاد ایران مدل سازی نمود.

۴- الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی در اقتصاد ایران

به طور کلی عوامل اقتصادی شامل خانوارها، بانکها، بنگاههای اقتصادی، دولت و بانک مرکزی در نظر گرفته می‌شوند. خانوارها پس اندازه‌های خود را به صورت سپرده به بانکها داده و بانکها این منابع را به صورت تسهیلات بانکی در اختیار بنگاهها قرار می‌دهند. بنابراین مدل ارائه شده شامل چهاربخش خانوارها، بنگاهها، بانکها و دولت است. در ادامه فرایند بهینه سازی هر کدام از عوامل اقتصادی بررسی شده و معادلات بهینه استخراج می‌شود.

۴-۱- خانوار

یک خانوار نمونه را در نظر می‌گیریم که عمر نامحدود داشته و از مصرف کالاها، اوقات فراغت و نگهداری پول مطلوبیت کسب می‌کند. تابع مطلوبیت خانوار به صورت زیر است:

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} \frac{M_{t+i}^{1-b}}{P_t} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \quad (1)$$

در این رابطه C مصرف خانوار، $\frac{M}{P}$ تقاضای حقیقی پول و N عرضه‌ی نیروی کار می‌باشند. عرضه‌ی نیروی کار به صورت بخشی از کل زمان در دسترس می‌باشد. پارامترهای b ، η و σ در تابع مطلوبیت مثبت می‌باشند که به ترتیب عکس کشش تقاضای حقیقی پول، عکس کشش عرضه‌ی نیروی کار و عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف هستند. β نیز عامل تنزیل بین دوره‌ای می‌باشد که بین صفر و یک است. همچنین در این رابطه E عملگر انتظارات است.

خانوارها، نیروی کار را برای تولید کالاها و خدمات به بنگاهها عرضه می‌کنند و از این طریق دستمزد می‌گیرند. از طرف دیگر خانوارها بخشی از درآمد خود را

مصرف و بخشی را صرف پرداخت مالیات (Ta_t) نموده مابقی آن را پس انداز می‌کنند. پس اندازه‌ها به صورت سبد دارایی نگهداری می‌شوند. در سبد دارایی خانوارها، سپرده‌ی بانکی و اوراق مشارکت (D) و پول (M) وجود دارد. خانوارها از محل این سبد دارایی نیز کسب درآمد می‌کنند. بنابراین سود سپرده‌های بانکی و سود اوراق مشارکت به درآمد خانوار اضافه می‌گردد. از آنجا که اوراق مشارکت سهم کمتری در سبد دارایی خانوارها دارند و همچنین نرخ سود این اوراق تقریباً با نرخ سود سپرده‌ها برابر است، لذا اوراق مشارکت و سپرده‌ی بانکی در قالب یک متغیر وارد مدل می‌شوند. به این ترتیب خانوارها در هر دوره‌ی زمانی t با قید بودجه‌ی زیر مواجه خواهند بود.

$$C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{D_t}{P_t} + Ta_t = \frac{W_t}{P_t} N_t + 1 + r_{t-1}^d \frac{D_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} \quad (2)$$

در این رابطه r^d نرخ سود سپرده‌های بانکی و Ta_t مالیات پرداختی خانوارها به دولت می‌باشند. در این رابطه تقاضای پول خانوار بر سطح عمومی قیمت‌ها تقسیم شده تا به صورت واقعی در مدل قرار گیرد. نرخ تورم در ادبیات اقتصادی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\pi_t = \frac{F_t - F_{t-1}}{F_{t-1}} = \frac{F_t}{F_{t-1}} - 1 \quad (3)$$

در طراحی مدل‌های DSGE جهت سادگی از نرخ تورم کینزی یا نرخ تورم ناخالص به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\pi_t = \frac{F_t}{F_{t-1}} \quad (4)$$

با توجه به توضیح فوق می‌توان تغییر متغیرهای زیر را نوشت:

$$m_t = \frac{M_t}{P_t}, \quad \frac{M_{t-1}}{P_t} = \frac{M_{t-1}}{P_{t-1}} \cdot \frac{F_{t-1}}{P_t} = \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (5)$$

از جایگزین کردن تغییر متغیر فوق در روابط ۱ و ۲ تابع مطلوبیت و قید بودجه‌ی خانوار به صورت زیر به دست می‌آیند.

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} m_{t+i}^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} \quad (6)$$

$$C_t + m_t + d_t + Ta_t = w_t N_t + 1 + r_{t-1}^d \frac{d_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (7)$$

تابع لاگرانژ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$L = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} m_{t+i}^{1-b} - \chi \frac{N_{t+i}^{1+\eta}}{1+\eta} + \lambda_{t+i} w_{t+i} N_{t+i} + 1 + r_{t+i-1}^d \frac{d_{t+i-1}}{\pi_{t+i}} + \frac{m_{t+i-1}}{\pi_{t+i}} - C_{t+i} - m_{t+i} - d_{t+i} - Ta_{t+i} \right] \quad (8)$$

شرایط مرتبه‌ی اول از حداکثر سازی مطلوبیت خانوار به صورت زیر به دست می‌آیند:

$$\frac{\partial L}{\partial C_t} = C_t^{-\sigma} - \lambda_t = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_t} = -\chi N_t^\eta + \lambda_t w_t = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial L}{\partial m_t} = \gamma m_t^{-b} - \lambda_t + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial L}{\partial d_t} = -\lambda_t + \beta 1 + r_t^d E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0 \quad (12)$$

۴-۲- بنگاه

در مدل‌های تعادل عمومی نیوکینزی فرض بر وجود رقابت انحصاری است. از این رو جهت لحاظ نمودن رقابت انحصاری در مدل، دو نوع بنگاه در نظر گرفته می‌شود. یک دسته از بنگاه‌ها، بنگاه‌های تولید کننده‌ی کالای واسطه هستند که در بازار رقابت انحصاری اقدام به تولید می‌کنند. دسته‌ی دوم بنگاه‌های تولید کننده‌ی کالای نهایی می‌باشند. این بنگاه‌ها همانند یک جمع‌گر عمل نموده و تولیدات بنگاه‌های نوع اول را خریداری نموده و به صورت کالای نهایی به مصرف کننده می‌فروشند. این بنگاه‌ها به صورت رقابت کامل عمل می‌کنند. بنابراین در بحث بنگاه بایستی فرآیند حداکثر سازی هر دو نوع بنگاه مد نظر قرار بگیرد.

۴-۲-۱- بنگاه تولید کننده‌ی کالای نهایی

فرض بر این است بنگاهی وجود دارد که کالاهای متمایز تولید شده توسط بنگاه‌های تولید کننده‌ی کالاهای واسطه را خریداری می‌کند و از ترکیب آنها کالای نهایی را تولید نموده و به مصرف کنندگان می‌فروشد. کالاهای واسطه جانشین ناقص یکدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت θ بین آنها برقرار است. تولید کننده‌ی

کالای نهایی، آنها را بر اساس یک جمعگر دیکسیت - استیگلیتز که به شکل زیر تعریف می‌شود، ترکیب می‌کند:

$$y_t = \prod_{j=0}^1 y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad \theta > 1 \quad (13)$$

بنگاه تولیدکننده‌ی کالای نهایی سعی می‌کند با توجه به قیمت‌های متفاوت کالاهای واسطه، مقدار خرید خود از این کالاها را طوری تعیین کند که سودش حداکثر شود. بنابراین تابع سود بنگاه تولیدکننده‌ی کالای نهایی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MAX: \pi_t = P_t y_t - \prod_{j=0}^1 P_{jt} y_{jt} d_j \quad (14)$$

بنگاه سود خود را با توجه به قید (۱۲) حداکثر می‌کند. بنابراین در رابطه‌ی فوق بجای y_t مقدار آن را از رابطه‌ی ۱۲ جایگذاری می‌کنیم خواهیم داشت:

$$\pi_t = P_t \prod_{j=0}^1 y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_j^{\frac{\theta}{\theta-1}} - \prod_{j=0}^1 P_{jt} y_{jt} d_j \quad (15)$$

مشتق تابع فوق نسبت به y_j تابع تقاضای جمعگر برای کالای تولید شده توسط بنگاه j را به دست می‌دهد. این تابع به صورت زیر است (دیب، ۲۰۰۱، ص ۷):

$$y_{jt} = \frac{P_{jt}^{-\theta}}{P_t} y_t \quad (16)$$

بر اساس این رابطه، تقاضا برای کالای j تابعی از نسبت قیمت آن به قیمت کالای نهایی است. در این رابطه θ کشش قیمتی تقاضا برای کالای واسطه j را نشان می‌دهد. از آنجا که تولیدکننده‌ی کالای نهایی در بازار رقابت کامل محصولات خود را می‌فروشد سود آن صفر خواهد بود. شرط سود صفر قیمت کالا را به صورت زیر به دست می‌دهد (دیب، ۲۰۰۱، ص ۷):

$$P_t = \prod_{j=0}^1 P_{jt}^{1-\theta} d_j^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (17)$$

رابطه‌ی فوق در حقیقت جمع وزنی قیمت همه‌ی کالاها است که به آن شاخص قیمت مصرف کننده می‌گویند.

۴-۲-۲- بنگاه تولید کننده‌ی کالای واسطه

فرض می‌شود بنگاه‌های تولیدکننده‌ی کالای واسطه در یک بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. فرض می‌شود بنگاه نمونه z سرمایه‌ی مورد نیاز خود را در بازار رقابت کامل از طریق استفاده از تسهیلات بانکی (K_j) تأمین می‌کند. هزینه‌ی تأمین مالی از طریق تسهیلات بانکی نرخ سود یا بهره‌ی بانکی (r) در نظر گرفته می‌شود. همچنین فرض می‌شود بنگاه N_j واحد نیروی کار خود را در بازار رقابت کامل با دستمزد W از خانوارها تأمین می‌کند. فرض می‌شود تابع تولید از نوع کاب داگلاس با بازدهی ثابت به مقیاس است. بنابراین تابع تولید بنگاه در دوره‌ی t عبارت است از:

$$y_{jt} = Z_t K_{jt-1}^\alpha N_{jt}^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (18)$$

در این رابطه Z_t شوک تکنولوژی یا بهره‌وری است که برای تمام بنگاه‌ها یکسان در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌شود شوک تکنولوژی از یک فرآیند خود رگرسیون مرتبه‌ی اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\ln Z_t = \rho_z \ln Z_{t-1} + (1 - \rho_z) \ln \bar{Z} + \varepsilon_{zt} \quad (19)$$

در این رابطه $\rho_z \in (0, 1)$ میزان ماندگاری شوک در طول زمان، Z مقدار وضعیت پایدار بهره‌وری و ε_{zt} نویز سفید می‌باشند.

برای ورود چسبندگی قیمت‌ها از روش هزینه‌ی منو استفاده می‌شود. در این روش هر بنگاه هنگام تعدیل قیمت کالای خود، با یک هزینه منو مواجه است. به پیروی از آیرلند (۲۰۰۱) هر بنگاه برای تعدیل قیمت‌های خود در هر دوره، با هزینه کوادراتیک زیر روبرو است.

$$AC_{jt} = \frac{\varphi_P}{2} \frac{P_{jt}}{\bar{P}_{jt-1}} - 1 \quad y_t^2 \quad (20)$$

AC_{jt} هزینه‌ی تعدیل قیمت، π نرخ تورم در وضعیت پایدار و φ_P پارامتر هزینه‌ی تعدیل قیمت می‌باشند (آیرلند، ۲۰۰۱: ۹).

به این ترتیب تابع سود اسمی بنگاه j در دوره‌ی t عبارت است از:

$$F_{jt} = F_{jt}y_{jt} - F_t w_t N_{jt} - r_{t-1} F_t K_{jt-1} - F_t AC_{jt} - \delta F_t K_{jt-1} - F_t T b_t \quad (21)$$

در این رابطه δ نرخ استهلاک سرمایه و Tb مالیات پرداختی بنگاه به دولت می‌باشند. هدف بنگاه حداکثر نمودن ارزش حال مجموع سودهای انتظاری حقیقی است یعنی:

$$\max F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \frac{F_{jt}}{P_t} \quad (22)$$

$\beta^t \lambda_t$ ارزش مطلوبیت نهایی یک واحد سود اضافی توسط خانوار است. فرض شده که صاحبان بنگاه‌ها همانند خانوارها دنبال کسب حداکثر مطلوبیت می‌باشند.

رابطه‌ی ۲۱ را در رابطه‌ی ۲۲ جایگذاری می‌کنیم و به جای AC_{jt} مقدار آن را

از رابطه ۲۰ قرار می‌دهیم:

$$\begin{aligned} \max F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t & \frac{P_{jt}}{P_t} y_{jt} - w_t N'_{jt} - (r_{t-1} + \delta) K_{jt-1} - T b_{jt} \\ & - \frac{\varphi_P}{2} \frac{P_{jt}^2}{\bar{\pi} P_{jt-1}} - 1 y_t \end{aligned} \quad (23)$$

بنگاه رابطه ۲۳ را با توجه به قید ۱۷ حداکثر می‌کند به جای y_{jt} مقدار آن را از رابطه ۱۶ قرار می‌دهیم. تابع لاگرانژین به صورت زیر به دست می‌آید.

$$\begin{aligned} L = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} & \frac{P_{j,t+i}}{P_{t+i}} y_{t+i} - w_{t+i} N'_{j,t+i} \\ & - r_{t-1} + \delta K_{j,t+i-1} - T b_{j,t+i} \\ & - \frac{\varphi_P}{2} \frac{P_{j,t+i}^2}{\bar{\pi} P_{j,t+i-1}} - 1 y_{t+i} \\ & + \mu_{t+i} Z_{t+i} K_{j,t+i-1}^\alpha N_{j,t+i}^{1-\alpha} - \frac{P_{j,t+i}}{P_{t+i}} y_{t+i}^{-\theta} \end{aligned} \quad (24)$$

از تابع لاگرانژ نسبت به آرگومان‌های $P_{j,t}$ ، $N_{j,t}$ ، $K_{j,t}$ و μ_t مشتق می‌گیریم تا شرایط مرتبه‌ی اول حداکثر سود بنگاه تولیدکننده‌ی کالای واسطه به دست آید.

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial P_{jt}} = & 1 - \theta \frac{P_{jt}}{P_t} - \varphi_P \frac{P_{jt}}{\bar{P}_{j,t-1}} - 1 \frac{P_{jt}}{\bar{P}_{j,t-1}} \frac{y_t}{y_{jt}} \\ & + \beta \varphi_P E_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_{j,t+1}}{\bar{P}_{jt}} - 1 \frac{P_{j,t+1}}{\bar{P}_{jt}} \frac{y_{t+1}}{y_{jt}} \theta \mu_t \quad (25) \\ = & 0 \end{aligned}$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{jt}} = -w_t + \mu_t \left(1 - \alpha \frac{y_{jt}}{N_{jt}}\right) = 0 \quad (26)$$

$$\frac{\partial L}{\partial K_{jt}} = -r_{t-1} - \delta + \frac{\alpha}{K_{jt}} E_t \mu_{t+1} y_{jt+1} = 0 \quad (27)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \mu_t} = Z_t K_{jt-1}^\alpha N_{jt}^{1-\alpha} - y_{jt} = 0 \quad (28)$$

معادله‌ی حرکت سرمایه برای بنگاه j را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$I_{jt} = K_{jt} - (1 - \delta) K_{jt-1} \quad (29)$$

در این رابطه، I_{jt} تقاضای سرمایه گذاری بنگاه j در دوره‌ی زمانی t است.

۴-۳- بانک‌های تجاری

هر بانک همانند یک بنگاه اقتصادی دنبال کسب حداکثر سود است. بانک از یک طرف سپرده‌های خانوارها را با نرخ بهره r^d پذیرفته و از طرف دیگر با نرخ بهره‌ی بالاتر r به بنگاه‌ها وام می‌دهد و از این محل سود به دست می‌آورد. فرض بر این است که کلیه وام‌های بانکی به بنگاه‌ها پرداخت می‌شود. سپرده‌های خانوارها را می‌توان به سپرده‌های جاری و قرض الحسنه که فاقد بهره بوده و سپرده‌های سرمایه گذاری (d) که دارای بهره می‌باشند، تقسیم کرد. با توجه به هدف تحقیق و ساده سازی مدل، تنها سپرده‌های سرمایه گذاری که دارای بهره هستند در مدل لحاظ می‌شوند. جهت ساده سازی، سایر هزینه‌ها و درآمدهای بانک در نظر گرفته نشده است. بنابراین تابع سود بانک j در دوره‌ی t عبارت است از:

$$F_{jt} = r_t K_{jt} - r_t^d d_{jt} \quad (30)$$

در این رابطه، عبارت K_{jt} وام‌های پرداختی بانک j به بنگاه‌ها می‌باشد. هدف بانک حداکثر کردن ارزش جریان سودهای انتظاری است. بنابراین می‌توان نوشت:

$$\max F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t F_{jt} \quad (31)$$

در این رابطه عبارت $\beta^t \lambda_t$ عامل تنزیل سودهای آینده می‌باشد. بنابراین، تابع هدف بانک به صورت زیر است:

$$\max F_j = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t (r_t K_{jt} - r_t^d d_{jt}) \quad (32)$$

از طرف دیگر، هر بانک موظف است درصدی از سپرده‌های مردم را به صورت ذخیره‌ی قانونی و اضافی (R) نزد بانک مرکزی و نزد خود در صندوق بانک نگهداری کند.

$$R_{jt} = rr_t d_{jt} \quad (33)$$

در این رابطه rr نرخ ذخیره‌ی قانونی و اضافی است. در تراز نامه بانک z ، مجموع کل تسهیلات بانکی بعلاوه ذخایر قانونی و اضافی باید برابر مجموع کل سپرده‌های بانکی باشد. لذا هر بانک با قید زیر روبه رو است:

$$K_{jt} + rr_t d_{jt} = d_{jt} \quad (34)$$

بانک، رابطه ۳۱ را با توجه به قید ۳۳ حداکثر می‌کند. تابع لاگرانژ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$L = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \lambda_{t+i} (r_{t+i} K_{jt+i} - r_t^d d_{jt} + \xi_{t+i} (1 - rr_{t+i}) d_{jt} - K_{jt+i}) \quad (35)$$

مشتقات جزئی تابع لاگرانژین شرایط مرتبه اول حدکثرسازی سود بانک را به ما می‌دهد.

$$\frac{\partial L}{\partial K_{jt}} = r_t - \xi_t = 0 \quad (36)$$

$$\frac{\partial L}{\partial D_{jt}} = -r_t^d + \xi_t (1 - rr_t) = 0 \quad (37)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \xi_t} = (1 - rr_t) d_{jt} - K_{jt} = 0 \quad (38)$$

رابطه‌ی ۳۶ را در رابطه ۳۷ جایگذاری می‌کنیم خواهیم داشت:

$$-r_t^d + r_t (1 - rr_t) = 0 \quad (39)$$

اگر رابطه ۳۹ را در رابطه ۳۸ جایگذاری کنیم خواهیم داشت:

$$K_{jt} = \frac{r_t^d}{r_t} d_{jt} \quad (40)$$

رابطه‌ی ۴۰ رابطه‌ی نهایی به دست آمده از بهینه سازی رفتار بانک‌های تجاری است. در این رابطه تقاضای بنگاه‌ها برای سرمایه و یا به عبارتی تقاضای بنگاه‌ها برای تسهیلات بانکی تابعی از سپرده‌های خانوارها در بانک‌ها می‌باشد.

۴-۴- دولت و بانک مرکزی

فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه داشتن بودجه‌ی خود است و بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌نماید که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. همچنین، بانک مرکزی سعی دارد تا از طریق سیاست گذاری پولی به اهداف رشد اقتصادی و کنترل تورم دست یابد. فرض می‌شود مخارج دولت از طریق درآمدهای مالیاتی و درآمد حاصل از فروش نفت تامین می‌گردد. در صورت توازن بودجه از طریق این دو منبع، خلق پولی اتفاق نمی‌افتد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه‌ی دولت خواهد بود. اما چنانچه با وجود این دو منبع درآمدی، کسری بودجه اتفاق بیافتد دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی که به معنی خلق پول است کسری بودجه‌ی خود را تأمین می‌کند. با این وجود نکته قابل توجه این است که فروش ارز حاصل از درآمدهای نفتی به دولت نیز خود در پایه‌ی پولی منعکس می‌شود؛ از این رو آنچه در قید بودجه‌ی دولت به صورت تغییرات پایه پولی منعکس می‌شود، ترکیب درآمدهای نفتی و استقراض از بانک مرکزی است (توکلیان و کمیجانی، ۱۳۹۱: ۱۶۹). به این ترتیب بیان ریاضی قید بودجه‌ی دولت عبارت است از:

$$G_t = Tb_t + Ta_t + OR_t + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} \quad (41)$$

در این رابطه، M حجم پول و OR درآمد دولت حاصل از فروش نفت می‌باشند. همانند قبل می‌توان رابطه فوق را به صورت زیر نوشت:

$$G_t = Tb_t + Ta_t + OR_t + m_t + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (42)$$

فرض می‌کنیم مخارج دولت از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln G_t = \rho_G \ln G_{t-1} + 1 - \rho_G \ln \bar{G} + \varepsilon_{Gt} \quad (43)$$

ρ_G میزان ماندگاری شوک در طول زمان، G مقدار با ثبات مخارج دولت و ε_{Gt} نویز سفید می‌باشند.

همچنین فرض می‌شود درآمدهای نفتی (OR) از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کنند (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۹-۱۰۰):

$$\ln OR_t = \rho_O \ln OR_{t-1} + 1 - \rho_O \ln \bar{OR} + \varepsilon_{Ot} \quad (44)$$

همچنین فرض می‌شود نرخ رشد حجم پول در دوره‌ی t از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند که به رشد درآمدهای نفتی وابسته است.

$$\ln G_t = \rho_G \ln G_{t-1} + 1 - \rho_G \ln \bar{G} + \varepsilon_{Gt} \quad (45)$$

γ_0 ضریب همبستگی بین درآمدهای نفتی و رشد حجم پول را نشان می‌دهد. هر چقدر این ضریب بیشتر باشد ارتباط درآمدهای نفتی به نوسانات پولی بیشتر است (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۹-۱۰۰).

به عنوان کاربرد عملی قاعده‌ی تیلور در ساخت مدل‌های DSGE به پیروی از لداک و سیل (۲۰۰۴) و کارلستروم و فارست (۲۰۰۵) از قاعده‌ی تیلور به صورت زیر جهت سیاست پولی و هدف گذاری نرخ بهره استفاده می‌شود.

$$\hat{r}_t^d = \rho \hat{r}_{t-1}^d + \omega (1 - \rho) \hat{\pi}_{t-1} + \Psi (1 - \rho) \hat{y}_{t-1} + \nu_d \quad (46)$$

در این رابطه π مقدار لگاریتم انحراف تورم از مقدار هدف آن، y مقدار لگاریتم انحراف تولید از مقدار هدف آن r^d مقدار لگاریتم انحراف نرخ سود سپرده‌های بانکی از وضعیت پایدار هستند. و Ψ ضرایبی هستند که بر اساس آنها بانک مرکزی به انحرافات تورم و تولید از مقدار هدف آنها واکنش نشان می‌دهد. ρ درصدی از نرخ سود بانکی که تابعی از دوره‌ی قبل است را نشان می‌دهد که بین صفر و یک است. ν_d جهت کنترل و تغییر نرخ سود سپرده‌های بانکی توسط بانک مرکزی در معادله لحاظ گردیده است.

در اقتصاد ایران نرخ بهره (سود) تسهیلات بانکی باید برابر با نرخ بهره (سود) سپرده به اضافه یک درصد سود مدیریت، یک درصد ریسک و ۲ درصد هزینه‌ی حق الوکاله باشد. بنابراین می‌توان نوشت (بیدآباد، ۱۳۸۴: ۴۸):

$$r_t = r_t^d + 0.04 + \nu_r \quad (47)$$

V_r جهت کنترل و تغییر نرخ سود تسهیلات بانکی توسط بانک مرکزی در معادله لحاظ گردیده است.

از آنجا که هدف تحقیق حاضر، بررسی تأثیر تغییرات نرخ بهره بر متغیرهای کلان اقتصادی است، لذا تغییرات نرخ سود بانکی به عنوان شوک‌های وارده به مدل لحاظ می‌شوند فرض می‌شود این شوک‌ها از یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه‌ی اول پیروی می‌کنند.

$$\text{Ln}v_r = \rho_d \text{Ln} v_{rt-1} + 1 - \rho_d \text{Ln} \bar{r}_d + \varepsilon_{rt} \quad (48)$$

v_r شوک وارده به نرخ سود تسهیلات بانکی است. ρ_r میزان ماندگاری شوک در طول زمان، v_r مقدار شوک در وضعیت پایدار و ε_{rt} نویز سفید می‌باشند. (48)

$$\text{Ln}v_d = \rho_d \text{Ln} v_{dt-1} + 1 - \rho_d \text{Ln} \bar{v}_d + \varepsilon_{dt} \quad (49)$$

v_d شوک وارده به نرخ سود سپرده‌های بانکی است. ρ_r میزان ماندگاری شوک در طول زمان v_d مقدار با شوک در وضعیت پایدار و ε_{dt} نویز سفید می‌باشند.

۴-۵- تعادل عمومی

تعادل عمومی، شرایط مرتبه‌ی اول برای بهینه‌سازی رفتار خانوارها، بنگاه‌ها و بانک‌ها، قید بودجه‌ی دولت و فرآیندهای تصادفی شوک‌های تکنولوژی، درآمدهای نفتی و مخارج دولت را تأمین می‌کند. در تعادل باید همه‌ی بازارها تسویه شوند. در بازار کار رابطه‌ی ۹ عرضه‌ی نیروی کار و رابطه‌ی ۲۶ تقاضای نیروی کار بوده که در تعادل از برابری این دو رابطه بازار کار تسویه می‌شود. در بازار سپرده‌های بانکی، رابطه‌ی ۱۲ عرضه‌ی سپرده‌های بانکی از طرف خانوارها و رابطه‌ی ۴۰ تقاضای سپرده‌های بانکی از طرف بانک‌های تجاری بوده که در تعادل از برابری آنها بازار سپرده‌ها نیز تسویه می‌شود. در بازار تسهیلات بانکی رابطه‌ی ۴۰ عرضه‌ی تسهیلات بانکی (سرمایه) و رابطه‌ی ۲۷ تقاضای تسهیلات بانکی (سرمایه) می‌باشند که برابری این دو رابطه بازار سرمایه را تسویه می‌کند. از آنجا که بانک‌ها واسطه بین سپرده‌گذاران و بنگاه‌ها هستند، لذا رابطه‌ی ۴۰ از یک طرف عرضه‌ی تسهیلات بانکی به بنگاه‌ها بوده و از طرف دیگر تقاضای سپرده‌های بانکی خانوارها می‌باشد. قاعده‌ی سیاست پولی بانک مرکزی یعنی رابطه‌ی ۴۵ به عنوان معادله‌ی عرضه‌ی پول و رابطه‌ی ۱۰ معادله‌ی تقاضای پول می‌باشد. از برابری این دو رابطه بازار پول

تسویه می‌شود. تنها بازار کالا باقی می‌ماند که باید تسویه شود. لذا شرط تسویه در بازار کالا باید به معادلات اضافه شود، این شرط عبارت است از:

$$y_t + OR_t = C_t + G_t + I_t \quad (50)$$

شرط تسویه‌ی بازار کالا آن است که عرضه‌ی کل (کل تولید به‌علاوه درآمد‌های حاصل از فروش نفت) با تقاضای کل (جمع مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی) برابر باشد.

به این ترتیب، روابط حاصل از بهینه‌یابی کارگزاران اقتصادی (۱۰، ۱۱، ۱۲، ۲۶، ۲۷، ۴۰، ۴۱)، قاعده‌ی حرکت سرمایه (۲۹)، قواعد سیاست پولی (۴۶، ۴۷)، شرط تسویه بازار کالا (۵۰) و شوک‌های وارده (۴۹، ۴۸، ۴۴، ۴۳، ۱۹) به عنوان معادلات نهایی در نظر گرفته شده‌اند. در تعادل، کلیه‌ی کارگزاران اقتصادی رفتار مشابهی دارند و شرط تقارن را می‌توان برای معادلات به صورت زیر بکار برد.

$$C_{jt} = C_t \quad , \quad N_{jt} = N_t \quad , \quad K_{jt} = K_t$$

$$D_{jt} = D_t \quad , \quad P_{jt} = P_t \quad , \quad y_{jt} = y_t$$

معادلات انتخاب شده به روش اهلینگ و بسط تیلور، لگاریتم خطی شده که در اینجا تنها فرم لگاریتم خطی شده معادلات به شرح زیر آمده است:

$$\sigma \hat{C}_t + \hat{\lambda}_t = 0 \quad (51)$$

$$\eta \hat{N}_t - \hat{\lambda}_t - \hat{w}_t = 0 \quad (52)$$

$$\hat{m}_t = -\frac{1}{b(1-\beta)} \hat{\lambda}_t + \beta E_t(\hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1}) \quad (53)$$

$$r_t^d = \frac{1}{1-\beta} (\hat{\lambda}_t - E_t \hat{\lambda}_{t+1} - E_t \hat{\pi}_{t+1}) \quad (54)$$

$$\hat{\mu}_t = \frac{\varphi P}{\theta - 1} (\hat{\pi}_t + \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}) \quad (55)$$

$$\hat{w}_t - \hat{\mu}_t - \hat{y}_t + \hat{N}_t = 0 \quad (56)$$

$$\hat{R}_t = \frac{0.06\beta - 1}{1 + \beta \delta - 0.06} \hat{r}_{t-1} + E_t \hat{\mu}_{t+1} + E_t \hat{y}_{t+1} \quad (57)$$

$$\hat{y}_t = \hat{Z}_t + \alpha \hat{R}_{t-1} + (1 - \alpha) \hat{N}_t \quad (58)$$

$$\hat{I}_t = \frac{1}{\delta} (\hat{R}_t - 1 - \delta \hat{R}_{t-1}) \quad (59)$$

$$\widehat{R}_t = \widehat{r}_t^d - \widehat{r}_t + \widehat{d}_t \quad (60)$$

$$\widehat{r}_t^d = \rho \widehat{r}_{t-1}^d + \omega (1 - \rho) \widehat{\pi}_{t-1} + \Psi (1 - \rho) \widehat{y}_{t-1} + \widehat{v}_{dt} \quad (61)$$

عبارت \widehat{v}_{dt} به عنوان شوک وارده به معادله اضافه شده است.

$$\widehat{r}_t = \frac{1 - \beta}{1 - 0.06\beta} \widehat{r}_t^d + \widehat{v}_{rt} \quad (62)$$

عبارت \widehat{v}_{rt} به عنوان شوک وارده به معادله اضافه شده است.

$$\widehat{G}_t = \frac{\overline{Tb}}{\overline{G}} \widehat{Tb}_t + \frac{\overline{Ta}}{\overline{G}} \widehat{Ta}_t + \frac{\overline{OR}}{\overline{G}} \widehat{OR}_t + \frac{\overline{m}}{\overline{G}} \widehat{m}_t + \widehat{m}_{t-1} - \widehat{\pi}_t \quad (63)$$

$$\widehat{y}_t = \frac{\overline{C}}{\overline{y}} \widehat{C}_t + \frac{\overline{G}}{\overline{y}} \widehat{G}_t + \frac{\overline{I}}{\overline{y}} \widehat{I}_t - \frac{\overline{OR}}{\overline{y}} \widehat{OR}_t \quad (64)$$

$$\widehat{Z}_t = \rho_z \widehat{Z}_{t-1} + \varepsilon_z \quad (65)$$

$$\widehat{G}_t = \rho_G \widehat{G}_{t-1} + \varepsilon_G \quad (66)$$

$$\widehat{m}_t = \rho_m \widehat{m}_{t-1} + \gamma_0 \varepsilon_0 + \varepsilon_m \quad (67)$$

$$\widehat{OR}_t = \rho_o \widehat{OR}_{t-1} + \varepsilon_o \quad (68)$$

$$\widehat{v}_{dt} = \rho_d \widehat{v}_{dt-1} + \varepsilon_d \quad (69)$$

$$\widehat{v}_{rt} = \rho_r \widehat{v}_{rt} + \varepsilon_r \quad (70)$$

به طور کلی نتایج حاصل از مدل سازی رفتار خانوارها، بنگاه‌ها، بانک‌ها و اعمال قیدهای بودجه‌ی دولت و سیاستگذاری بانک مرکزی به همراه شوک‌های مورد نظر مجموعاً ۲۰ معادله‌ی ۵۱ تا ۷۰ بود که شامل ۲۰ مجهول می‌باشند. این ۲۰ معادله و ۲۰ مجهول به طور همزمان توسط نرم افزار داینر تحت متلب حل می‌گردد. که نتایج آن در بخش بعدی آمده است.

۵- تجزیه و تحلیل

معادلات نهایی به دست آمده شامل روابط ۵۱ تا ۷۰ وارد نرم افزار داینر تحت متلب می‌شوند. ابتدا تخمین پارامترهای مدل صورت می‌گیرد. پس از آن، مدل به

روش بلانچارد و کان^{۱۲} (۱۹۸۰) حل می‌شود. در آخر، با توجه به اهداف تحقیق، شوک مورد نظر به مدل وارد شده و تأثیر آنها بررسی می‌شود.

۵-۱- برآورد پارامترهای مدل و کالیبراسیون

قبل از برآورد پارامترها، باید پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند مشخص شده و مقدار آنها کالیبره شود. برخی از پارامترها از مقادیر پایدار متغیرها استخراج می‌شوند و نیازی به برآورد آنها نیست. نرخ استهلاک سرمایه یکی از این پارامترها است. بر اساس قاعده‌ی حرکت سرمایه داریم:

$$K_t = 1 - \delta K_{t-1} + I_t$$

این رابطه در وضعیت پایدار به صورت زیر خواهد بود:

$$\bar{K} = 1 - \delta \bar{K} + \bar{I}$$

در نتیجه خواهیم داشت:

$$\delta = \frac{\bar{I}}{\bar{K}}$$

با فرض اینکه میانگین سرمایه گذاری و حجم سرمایه بیانگر مقدار وضعیت پایدار این متغیرها باشند می‌توان نرخ استهلاک سرمایه خصوصی را به دست آورد.

از جمله پارامترهایی که نیاز به برآورد ندارند و باید کالیبره شوند می‌توان به مقدار وضعیت پایدار متغیرها اشاره کرد که به صورت نسبت‌های با ثبات در معادلات ظاهر شده‌اند. نسبت‌های مورد نیاز برای کالیبراسیون الگو با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به سال‌های ۸۹-۱۳۵۷ منتشر شده از سوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران محاسبه شده‌اند. با توجه به معادله‌ی شرط تسویه‌ی بازار درآمدهای نفتی از تولید ناخالص داخلی جدا در نظر گرفته شده است. بنابراین γ معرف تولید ناخالص داخلی بدون نفت می‌باشد. بر این اساس پارامترها و نسبت‌های باثبات با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران محاسبه شده و در جدول ۱ آمده‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

¹² Blanchard and Kahn

جدول ۱: پارامترها و نسبت‌های با ثبات کالیبره شده بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

پارامتر	شرح	مقدار	منبع
	نرخ استهلاک سرمایه	۰/۰۴۲	ابراهیمی و همکاران (۱۳۸۹)
$\frac{T}{G}$	نسبت با ثبات درآمدهای مالیاتی دولت از به مخارج دولت	۰/۲۷۳	محاسبات تحقیق
$\frac{OR}{G}$	نسبت با ثبات درآمدهای نفتی به مخارج دولت	۰/۷۲۴	محاسبات تحقیق
$\frac{m}{G}$	نسبت با ثبات حجم پول به مخارج دولت	۱/۰۳۲	محاسبات تحقیق
$\frac{C}{y}$	نسبت با ثبات مصرف خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۶۳۴	محاسبات تحقیق
$\frac{G}{y}$	نسبت با ثبات مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۲۹	محاسبات تحقیق
$\frac{\bar{I}}{y}$	نسبت با ثبات سرمایه گذاری به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۳۲۷	محاسبات تحقیق
$\frac{OR}{y}$	نسبت با ثبات درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۲۱۲	محاسبات تحقیق

برای تعیین پارامترهایی که نیاز به برآورد دارند، از روش بیزین^{۱۳} استفاده می‌شود. در روش بیزین، انتخاب توزیع پیشین برای هر پارامتر از اهمیت خاصی برخوردار است. توزیع پیشین برای هر پارامتر بر اساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع مورد نظر انتخاب شده است. در جدول ۲ پارامترهایی که بایستی برآورد گردند به همراه توزیع پیشین آنها آمده‌اند.

جدول ۲: ویژگی‌های توزیع پیشین پارامترهای قابل برآورد

پارامتر	توزیع پیشین	مقدار پارامتر	انحراف معیار	منبع
	گاما	۱/۵۷۶	۰/۰۵	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
	گاما	۲/۸۹	۰/۰۵	طائی (۱۳۸۵)
b	گاما	۲/۳۹	۰/۰۵	سلیمانی (۱۳۸۳)
	بتا	۰/۹۶۵	۰/۰۰۶	کاوند (۱۳۸۸)
	بتا	۰/۴۲	۰/۰۲	کاوند (۱۳۸۸)
	نرمال	۰/۵	۰/۰۷	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
	نرمال	۰/۵	۰/۱	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
ρ	بتا	۰/۷۹	۰/۰۵	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
μ	نرمال	۴/۲۶	۰/۰۵	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
	نرمال	۴/۳۳	۰/۰۸	ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
σ	بتا	۰/۹	۰/۰۴	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
μ_1	بتا	۰/۹۴	۰/۰۱	برآورد مدل $AR(I)$
μ_2	بتا	۰/۹۲	۰/۰۲	برآورد مدل $AR(I)$
α	بتا	۰/۹	۰/۰۲	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
σ_R	بتا	۰/۲۶	۰/۰۱	توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
e_{μ_1}	گامای معکوس	۰/۰۱		آزمون خطا
e_{μ_2}	گامای معکوس	۰/۰۴		آزمون خطا
e_{σ}	گامای معکوس	۰/۰۱		توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)
e_{σ_R}	گامای معکوس	۰/۰۵		ابراهیمی و شاهمرادی (۱۳۸۹)
e_{α}	گامای معکوس	۰/۰۶۵		توکلیان و کمیجانی (۱۳۹۱)

در رویکرد بیزین، روش حداکثر درست‌نمایی با توزیع پیشین ترکیب می‌شود و توزیع پسین به دست می‌آید. این کار توسط روشی به نام شبیه سازی مونت کارلو با زنجیره مارکوف^{۱۴} (MCMC) انجام می‌گیرد. در روش MCMC با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو با زنجیره‌ی مارکوف یک نمونه انتخاب می‌شود که از مارکوف مرتبه‌ی اول باشد. برای این کار از الگوریتم متروپلیس - هستینگز^{۱۵} (MH) استفاده می‌شود. در این روش چندین زنجیره‌ی (بلوک) با حجم‌های مساوی برای بدست آوردن توزیع پسین پارامترها استخراج می‌گردد. این الگوریتم دارای چهار گام به شرح زیر است (کنوا^{۱۶}، ۲۰۰۵: ۳۴۳-۳۴۶):

گام اول: انتخاب اولیه‌ی مقدار پارامتر در زمان $t=0$ که به آن θ^0 می‌گویند.

گام دوم: رسم توزیع جهشی برای مقدار بهینه‌ی پارامتر (θ^*). در دوره‌ی اول مقدار θ^* از θ^{t-1} به دست می‌آید که همان θ^0 است. اما در دوره‌های بعد مقدار θ^* با استفاده از توزیع جهشی با میانگین θ^{t-1} و واریانس $c \sum m$ به دست می‌آید.

گام سوم: تعیین نرخ پذیرش^{۱۷} بر اساس رابطه‌ی

$$r = \frac{P(\theta^* | y_T)}{P(\theta^{t-1} | y_T)}$$

می‌باشد.

نرخ پذیرش بایستی در دامنه‌ی $0/25$ تا $0/4$ باشد، در غیر این صورت تخمین دارای اشکال است.

گام چهارم: θ^t بر اساس قاعده‌ی تصمیم‌گیری زیر تعیین می‌شود.

$$\theta^t = \begin{cases} \theta^* & \text{با احتمال } \min(r, 1) \\ \theta^{t-1} & \text{در غیر این صورت} \end{cases}$$

از آنجا که در این تحقیق، پنج شوک ساختاری در مدل وجود دارد امکان استفاده از پنج متغیر قابل مشاهده برای برآورد پارامترهای مدل وجود دارد. این متغیرها شامل تولید بدون نفت، حجم پول، مخارج مصرف خصوصی، مخارج دولتی و درآمدهای نفتی می‌باشند. تمام متغیرها به صورت انحراف لگاریتم متغیر از مقدار با ثباتش خواهند بود. در ابتدا متغیرهای قابل مشاهده با استفاده از فیلتر هدریک - پرسکات روند زدایی شده‌اند. برای تعیین مقادیر با ثبات متغیرها از فیلتر هدریک -

¹⁴ Markov Chain Monte Carlo

¹⁵ Metropolis - Hastings

¹⁶ Canova

¹⁷ Acceptance Ratio

پرستکات (HP) با $\lambda = 100$ استفاده شد. در نهایت از الگوریتم متروپلیس-هستینگز با ۶ زنجیره‌ی موازی با حجم‌های ۱۰۰ هزارتایی برای تعیین توزیع پسین پارامترها استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

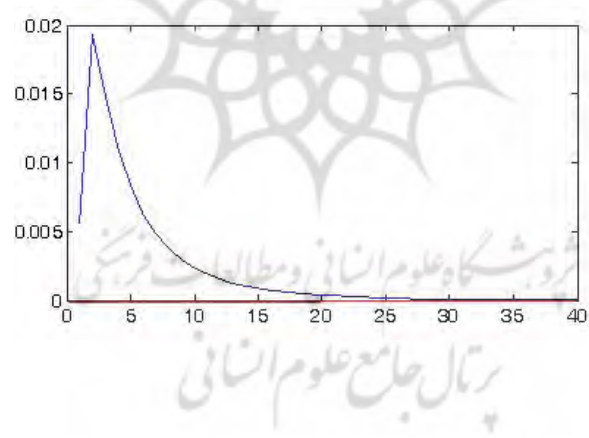
جدول ۳: نتایج برآورد پارامترهای مدل

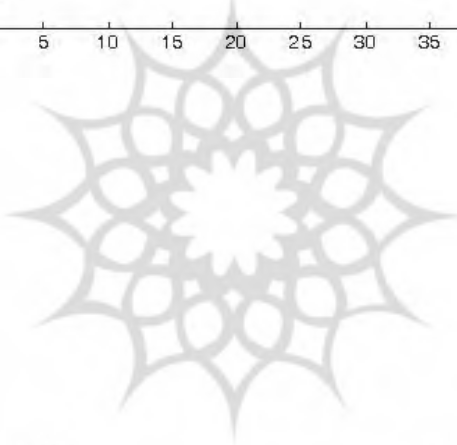
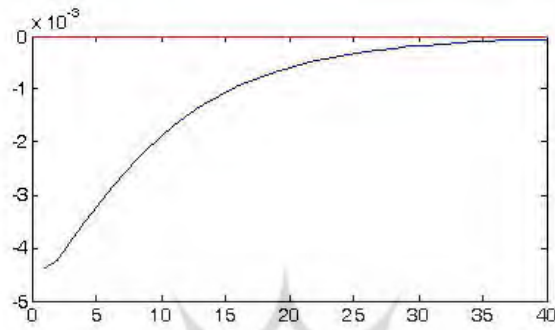
پارامتر	توزیع پیشین		توزیع پسین (مقدار برآورد شده)	
	انحراف معیار	مقدار پارامتر	انحراف معیار	مقدار پارامتر
	۰/۰۵	۱/۴۸۶۷	۰/۰۴۹	
η	۰/۰۵	۲/۸۹۰۸	۰/۰۵۰۱	
b	۰/۰۵	۲/۳۵۵۷	۰/۰۴۹۶	
β	۰/۰۰۶	۰/۹۲۵۹	۰/۰۰۸۴	
α	۰/۰۲	۰/۴۲۲۷	۰/۰۲۰۲	
	۰/۰۷	۰/۵۴۸۹	۰/۰۶۸۷	
ψ	۰/۱	۰/۵۰۹۴	۰/۰۴۹۹	
ρ	۰/۰۵	۰/۷۰۷۳	۰/۰۵۰۶	
φ_{β}	۰/۰۵	۴/۲۵۰۸	۰/۰۵۰۱	
θ	۰/۰۸	۲/۴۰۱۶	۰/۰۸۰۸	
ρ_{ξ}	۰/۰۴	۰/۸۲۰۶	۰/۰۴۰۶	
ρ_{η}	۰/۰۱	۰/۸۹۸۳	۰/۰۱۰۳	
ρ_{α}	۰/۰۲	۰/۸۸۷۲	۰/۰۱۵۲	
ρ_{β}	۰/۰۲	۰/۸۹۴۳	۰/۰۲۲۵	
ρ_{OR}	۰/۰۱	۰/۲۶۱۶	۰/۰۱۰	
e_{ξ}	۰/۰۱	۰/۲۳۵۹	۰/۰۵۰۸	
e_{η}	۰/۰۴	۰/۴۵۳۰	۰/۰۶۳۶	
e_{α}	۰/۰۱	۰/۱۲۸	۰/۰۱۵۳	
e_{β}	۰/۰۵	۰/۳۹۲۶	۰/۰۴۷	
e_{ψ}	۰/۰۶۵	۰/۰۵۰۸	۰/۰۰۹۱	

۵-۲- بررسی تأثیر شوک افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی

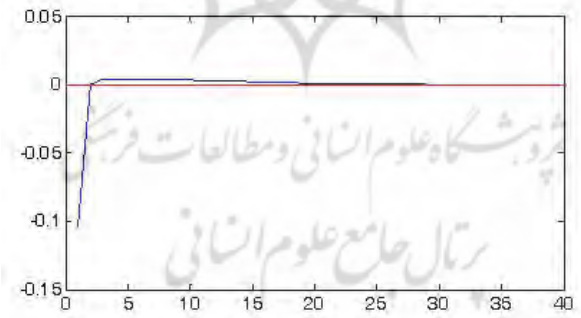
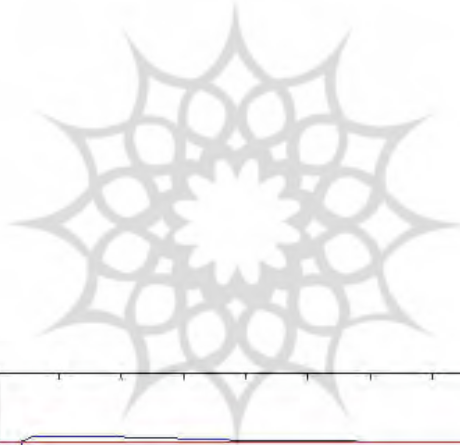
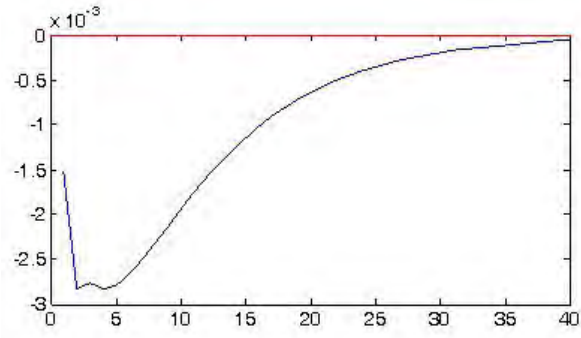
پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله‌ی بعد استفاده از این پارامترها در مدل و شبیه‌سازی آن برای اقتصاد ایران است. به این منظور پس از اعمال شوک مورد نظر به مدل، عمل شبیه‌سازی ۵۰۰ هزار بار انجام شده و حاصل آن به دست آمدن توابع عکس‌العمل آنی^{۱۸} (IRF) است. توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای مدل را در طول زمان به هنگام وارد شدن یک شوک به اندازه‌ی یک انحراف معیار به یکی از متغیرهای مدل را نشان می‌دهند. در محور افقی تابع عکس‌العمل آنی، زمان قرار داشته و محور عمودی میزان تغییر در متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. از آنجا که متغیرهای مدل به شکل انحراف لگاریتمی از مقادیر باثباتشان هستند، ارقام ارائه شده در محور عمودی ضربدر ۱۰۰، درصد تغییرات

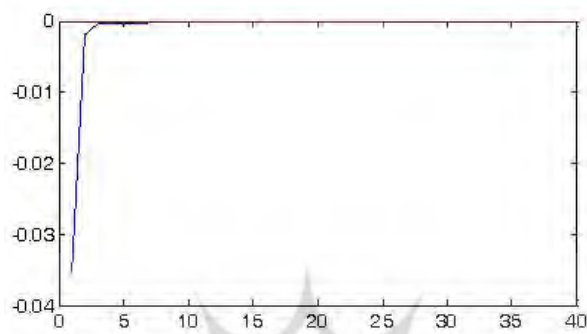
¹⁸ Impulse Response Function



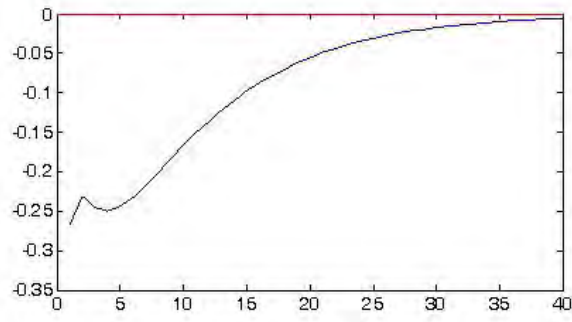


پروپوزیشن گاہ علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی





پروپوزیشن گاہ علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



پروپوزیشن گاہ علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

ابراهیمی، ایلناز و اصغر شاهمرادی. (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

ابونوری، عباسعلی و سمیه السادات سجادی و تیمور محمدی. (۱۳۹۲). رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران. فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۳: ۵۲-۲۳.

بیدآباد، بیژن. (۱۳۸۴). اثر کاهش نرخ بهره تسهیلات بانکی بر اقتصاد ایران. مجله بانک و اقتصاد، ۵۸: ۵۲-۴۵.

توکلیان، حسین و اکبر کمیجانی. (۱۳۹۱). قاعده یا صلاح‌دید رفتار سیاسی بانک مرکزی در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

حسن زاده، علی و طاهره اکبری. (۱۳۹۰). آزادسازی نرخ سود و اثر آن بر متغیرهای کلان. پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

مصصامی، حسین و محمد فرید خادم غوثی. (۱۳۸۹). اثر تسهیلات اعطایی و نرخ سود بانکی بر سرمایه‌گذاری در ایران. فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ۲: ۷۸-۵۰.

طایی، حسن. (۱۳۸۵). تابع عرضه نیروی کار: تحلیلی بر پایه داده‌های خرد. فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران، ۲۹: ۱۲۲-۹۳.

فخر حسینی، سید فخرالدین و اصغر شاهمرادی و محمد علی احسانی. (۱۳۹۱). چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۲ (۱): ۳۰-۱.

فخر حسینی، سید فخرالدین. (۱۳۹۰). الگوی تعادل عمومی تصادفی برای ادوار تجاری پولی در ایران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی، ۳: ۲۸-۱.

کاوند، حسین. (۱۳۸۸). تبیین آثار درآمدهای نفتی و سیاست‌های پولی در قالب یک الگوی ادوار تجاری واقعی برای اقتصاد ایران. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه

تهران.

کشاورزبان پیوستی، اکبر و علی عظیمی چنزق. (۱۳۸۷). برآورد تأثیر آزادسازی نرخ سود (بهره) بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایران. پژوهشنامه اقتصادی، ۳۱: ۵۷-۲۹.

کفایی، محمدعلی و الهام خیراندیش. (۱۳۸۹). بررسی اثر تغییر نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصادی به روش پویای سیستمی. فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ۴: ۴۱-۲۲.

کمیجانی، اکبر و محمود متوسلی و ناهید پور رستمی. (۱۳۸۸). چارچوب نظری تبیین عوامل موثر بر توسعه مالی با تأکید بر مدل ویلیامسون. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصاد، ۱۷ (۵۰): ۲۹-۵.

متوسلی، محمود و ایلناز ابراهیمی و اصغر شاهرادی، اصغر و اکبر کمیجانی. (۱۳۸۹). طراحی یک الگوی تعادل عمومی تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادر کننده نفت. پژوهشنامه اقتصادی ۱۰ (۴): ۱۱۶-۸۷.

مشیری، سعید و شعله باقری مهر. (۱۳۹۰). آیا توسعه بخش مالی همچنان بر رشد اقتصادی موثر است؟. فصلنامه علوم اقتصادی، ۶ (۱۲): ۱۷۸-۱۵۳.

مهرگان، نادر و حسن دلیری. (۱۳۹۲). واکنش بانکها در برابر سیاست‌های پولی. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۱، شماره ۲۶: ۶۸-۳۹.

Andries, Alin Marius, Capraru, Bogdan. (2012). Impact of financial liberalization on banking sectors performance from CEEC, PLoS ONE, 8 (3): 1-25.

Blanchard, Olivier Jean., Kahn, Charles M. (1980). The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectation, Econometrica, 48(5): 1305-1312.

Cooley, Thomas. F, Hansen, Gary. D. (1989). The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model, The American Economic Review, 79(4): 733-748.

Dib, A. (2001). An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities, Canadian Journal of Economics 36, 949-72.

Gali, Jordi. (2008). The New Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions, CREI and Universitat Pompeu Fabra.

Ireland, Peter N. (2001). Money Role in the Monetary Business Cycle, National Bureau of Economic Research, Working Paper, 8115.

McKinnon R. I. (1973). Money and Capital in Economic Development, The Brookings Institution.

Odhiambo, Nicholas M. (2009). Interest Rate Liberalization and Economic Growth in Zambia: A Dynamic Linkage, African Development Review, 21 (3): 541-557.





پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی